Institut de la statistique du Québec

données sociodémographiques en bref

Février 2006
Volume 10 - Numéro 2

CONDITIONS DE VIE

Combien partent? Combien reviennent? Suivi des trajectoires migratoires des jeunes au Québec

par Chantal Girard

Année après année, les données sur la migration interne au Québec font ressortir les nombreux déplacements des jeunes, notamment les départs des régions les plus éloignées vers les centres urbains. Mais qu'en est-il des retours? Ce type de questionnement nécessite le recours à des données longitudinales rarement disponibles, puisqu'elles doivent permettre un suivi des trajectoires migratoires sur plusieurs années. Grâce à son accès à des données du fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) (voir encadré) sur près de deux décennies, l'Institut de la statistique du Québec est maintenant en mesure de répondre à de telles questions.

Deux cohortes à l'étude

Pour mesurer la propension des jeunes à quitter leur région d'origine et à y revenir, les trajectoires de deux cohortes ont été suivies. D'entrée de jeu, précisons que l'on entend par « région d'origine » la région administrative dans laquelle ces jeunes résidaient à l'âge de 16 ans. Le choix d'amorcer le suivi des trajectoires à 16 ans permet de capter la quasi-totalité des départs du foyer parental puisqu'ils se font généralement après cet âge. Un certain nombre de déplacements réalisés avec les parents sont cependant inclus.

La première cohorte à l'étude a eu 16 ans en 1994. Le suivi s'est fait jusqu'en 2004, soit jusqu'à l'âge de 26 ans. La seconde cohorte avait eu 16 ans quelques années plus tôt, en 1988. Le suivi a également été fait pendant 16 années, jusqu'en 1998, pour permettre la comparaison avec l'autre cohorte à l'âge de 26 ans. Les trajectoires ont ensuite été prolongées jusqu'en 2004, de manière à illustrer le comportement migratoire de cette seconde cohorte jusqu'à l'âge de 32 ans.

Les jeunes sur qui l'information en fichier était incomplète, ceux qui sont décédés en cours de période de même que ceux qui n'étaient pas au Québec à l'âge de 16 ans ont été exclus de l'analyse. Par contre, le fichier permet de repérer des départs vers l'extérieur du Québec, que ce soit ailleurs au Canada ou dans un autre pays, et ces mouvements ont été pris en compte. Chacune des cohortes compte autour de 80 000 personnes dont on a pu suivre la trajectoire chaque année de la période à l'étude, ce qui correspond à environ 88 % de l'effectif total des cohortes.

Propension des jeunes à quitter leur région d'origine et à y revenir

Que révèlent les données du FIPA sur la propension des jeunes à quitter leur région d'origine et à y revenir? Dans l'ensemble du Québec, 40 % des jeunes qui ont eu 26 ans en 2004 (cohorte 1994) ont quitté au moins une année la région qu'ils habitaient à 16 ans (migrants total). C'est légèrement plus élevé que les 38 % enregistrés quelques années plus tôt par la cohorte 1988 au même âge. Ces départs n'ont cependant pas été définitifs pour tous. Sur 40 migrants, 10 sont de retour à l'âge de 26 ans, tandis que les 30 autres résident à l'extérieur de leur région d'origine. La proportion de retours est donc de 25 %. Ainsi, en tenant compte non seulement des départs mais également des retours, on estime que la part des jeunes Québécois de 26 ans vivant dans une région différente de celle qu'ils habitaient à 16 ans oscille autour de 30 % dans chacune des deux cohortes à l'étude.

À 32 ans, les départs se sont intensifiés et c'est la moitié des jeunes qui ont quitté au moins une année leur région d'origine. La

Répartition des cohortes (débutant à 16 ans) selon le statut migratoire et proportion de retours, cohorte 1994 à 26 ans et cohorte 1988 à 26 ans et à 32 ans, Québec

Cohorte	Âge	Non-migrants (A)	Migrants			Proportion de retours (B)/(B + C)
			Totaux (B + C)	De retour (B)	Hors région (C)	
		%				
1994	26	59.9	40.1	10.0	30.1	25.0
1988	26	62.1	37.9	9.6	28.3	25.3
1988	32	49.5	50.5	14.1	36.4	27.9

Source : Institut de la statistique du Québec, exploitation du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ).

Table des matières

Combien partent? Combien reviennent? Suivi des trajectoires migratoires des jeunes au Québec 1

Terrorisme conjugal envers les hommes et les femmes chez les victimes d'un ex-conjoint en 1999 et en 2004 au Canada 5

Québec

Le Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) est le fichier administratif utilisé par la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ) pour tenir à jour la liste des bénéficiaires admissibles à ses différents programmes. Depuis quelques années, l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) l'utilise dans certaines de ses études, notamment celles portant sur la migration interne.

Le FIPA est une source de données démographiques fort intéressante, car elle est exhaustive (plus de 99 % des résidants permanents du Québec y sont inscrits) et continuellement mise à jour, tant en ce qui a trait à l'admissibilité d'un bénéficiaire qu'à son adresse de résidence.

Chaque année, un extrait du FIPA, épuré de toute identification explicite, est acheminé à l'ISQ par la RAMQ, ce qui permet la production de statistiques annuelles sur la migration interne. Aux fins de la présente étude, tous les extraits ont été juxtaposés, rendant possible la reconstitution des trajectoires migratoires suivies à partir des changements d'adresse enregistrés par la RAMQ.

proportion des migrants de retour parmi les migrants totaux augmente également, mais très légèrement, et se situe à 28 %. Ainsi, on estime que 36 % des Québécois qui ont eu 32 ans en 2004 vivent dans une région différente de celle qui les hébergeait à 16 ans.

De grandes différences entre les régions à 26 ans

À 26 ans, on observe une grande variabilité dans les proportions de départs et de retours entre les régions administratives du Québec et même, dans certaines régions, entre les deux cohortes à l'étude.

C'est l'Outaouais qui se tire le mieux d'affaire. D'abord, les départs y sont peu nombreux (moins de 30 % de migrants totaux). Ensuite, les proportions de retours y sont parmi les plus élevées (30 % et 27 % selon la cohorte). Ainsi, moins de 20 % des jeunes de l'Outaouais vivent en dehors de leur région d'origine à 26 ans, et ce, dans chacune des deux cohortes. À cet âge, les régions de Montréal et de la Capitale-Nationale présentent également de bons bilans. Les proportions de migrants totaux sont d'environ 30 % parmi lesquels à peu près le quart sont des migrants de retour. La part des jeunes vivant à l'extérieur de ces régions est donc de l'ordre de 20 % à 25 % à 26 ans.

Beaucoup plus touchées par les départs, quatre régions enregistrent, à 26 ans, des proportions de jeunes vivant hors de leur région d'origine supérieures à 40 %. Ce sont la Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine et Laval, auxquelles il faut ajouter le Bas-Saint-Laurent et la Côte-Nord, pour ce qui est de la cohorte 1994 seulement. Ces résultats découlent de départs nombreux – plus de 50 % des jeunes de ces régions ont résidé au moins une année à l'extérieur de leur région d'origine – jumelés à des proportions de retours parmi les plus faibles, soit autour de 20 %.

Plusieurs régions ont enregistré une forte augmentation des départs des jeunes entre les cohortes 1988 et 1994. Outre la Gaspésie–Îles de la Madeleine, la Côte-Nord et le Bas-Saint-Laurent, mentionnées précédemment, soulignons l'Abitibi-Témiscamingue qui a vu la part de migrants hors région à 26 ans passer de 27 % chez les jeunes qui ont eu cet âge en 1998 à 37 % chez ceux qui l'ont eu en 2004; ajoutons également le Saguenay–Lac-Saint-Jean où ils sont passés de 32 % à 38 %.

Un portrait un peu différent à 32 ans

Tandis que le rythme des départs semble ralentir autour de 30 ans dans la plupart des régions, il se maintient sans faiblir dans deux d'entre elles : Montréal et Laval. À Montréal, la proportion de migrants totaux grimpe à 52 % dans la cohorte 1988 qui a eu 32 ans en 2004, comparativement à 34 % à 26 ans. À Laval, cette proportion atteint 74 %. Autrement dit, trois Lavalloises de cette cohorte sur quatre ont résidé au moins une année à l'extérieur de leur région d'origine entre 16 et 32 ans. Compte tenu d'une proportion de retours de seulement 21 %, il ne reste que sur 100 jeunes de 16 ans résidant à Laval en 1988, il n'en restait que 42 alors âgés de 32 ans en 2004, parmi lesquels 26 n'avaient jamais quitté et 16 avaient quitté, puis revenus.

La Gaspésie–Îles-de-la-Madeleine affiche des pertes importantes à 32 ans, soit 64 % de migrants totaux. La proportion de retours de 23 % permet d'établir que, sur 100 jeunes de 16 ans y résidant en 1988, il en restait 51 alors âgés de 32 ans en 2004, parmi lesquels 36 n'avaient jamais quitté et 15 étaient sortis, puis revenus. Soulignons que la proportion de migrants hors région à 32 ans de la cohorte 1988 est déjà atteinte à 26 ans par les jeunes de la cohorte 1994.

La situation est tout autre en Outaouais qui garde sa place au sommet des régions ayant la meilleure rétention. Sur 100 jeunes de 16 ans y résidant en 1988, il en reste 77 alors âgés de 32 ans en 2004 dont 10 sont sortis, puis revenus.

Remplacement des départs par des entrées en provenance des autres régions

L'effet des départs est partout amoindri par des entrées en provenance des autres régions[2]. Dans quelques régions, ces entrées compensent même entièrement les sorties, mais ce n'est pas le cas de la plupart d'entre elles. Les figures illustrent l'ampleur ou la progression de la

Lexique

Non-migrants : Individus qui résident dans leur région d'origine durant toute la période à l'étude.

Migrants (totaux) : Individus qui résident à l'extérieur de leur région d'origine au moins une année; les migrants se divisent en deux catégories, soit les migrants de retour et les migrants hors région.

Migrants de retour : Individus qui résident dans leur région d'origine à la fin de la période à l'étude, mais qui ont habité une autre région au moins une année.

Migrants hors région : Individus qui ne résident pas dans leur région d'origine à la fin de la période à l'étude.

Entrants des autres régions : Il s'agit des mêmes individus que les migrants hors région mais associés cette fois à leur région de résidence en fin de période plutôt qu'à leur région d'origine. Le pourcentage exprime la part qu'ils représentent par rapport à l'effectif initial de la cohorte de leur nouvelle région de résidence.

1. Cela inclut les départs vers l'extérieur du Québec.
2. Les arrivées en provenance d'une autre province ou d'un autre pays ne sont pas prises en compte.

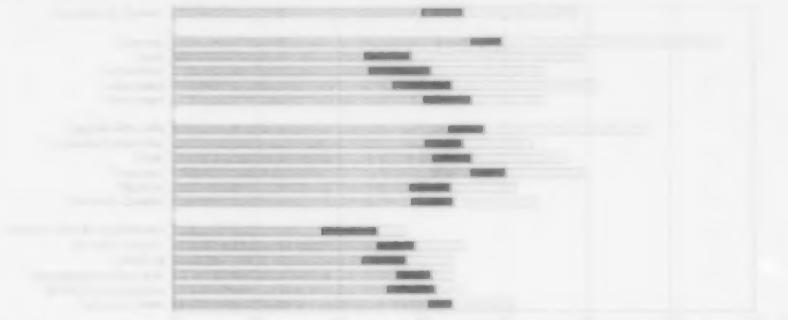
Répartition des cohortes (débutant à 16 ans) selon le statut migratoire, proportion de retours, part des cohortes résidant dans leur région d'origine, entrants des autres régions et présence totale, pour la cohorte 1994 à 26 ans et pour la cohorte 1988 à 26 ans et à 32 ans, Québec et régions administratives

Région administrative	Cohorte	Âge	Non-migrants	Migrants			Proportion de retours	Résidants dans région d'origine	Entrants des autres régions	Présence totale
				Total	De retour	Hors région				
			(A)	(B+C)	(B)	(C)	(B/(B+C))	(A+B)	(D)	(A+B+D)
			%							
Ensemble du Québec	1994	26	59,9	40,1	10,0	30,1	25,0	69,9	27,6	97,5
	1988	26	62,1	37,9	9,6	28,3	25,3	71,7	24,9	96,6
	1988	32	49,5	50,5	14,1	36,4	27,9	63,6	31,7	95,3
Bas-Saint-Laurent	1994	26	49,3	50,8	8,2	42,5	13,7	58,2	15,8	80,8
(01)	1988	26	55,1	44,9	8,8	36,1	19,7	63,9	10,9	74,8
	1988	32	45,3	54,7	12,3	42,5	22,5	57,5	14,2	71,7
Saguenay	1994	26	53,8	46,2	8,3	37,9	18,0	62,1	9,3	87,4
Lac-Saint-Jean	1988	26	60,2	39,8	8,2	31,5	20,9	68,5	7,8	76,3
(02)	1988	32	45,3	54,7	10,3	44,4	18,8	54,7	8,4	63,2
Capitale-Nationale	1994	26	68,8	31,4	6,3	25,1	20,0	74,9	39,8	114,8
(03)	1988	26	69,1	30,9	7,4	23,5	23,9	76,1	27,9	104,4
	1988	32	55,3	44,8	10,1	34,7	22,5	67,5	28,3	95,8
Mauricie	1994	26	57,1	42,9	8,7	34,2	20,3	65,0	17,8	82,8
(04)	1988	26	62,6	37,4	6,8	30,6	18,0	71,4	16,9	87,4
	1988	32	52,2	47,8	11,6	36,2	24,4	63,9	18,8	82,8
Estrie	1994	26	63,8	37,4	8,2	29,2	21,7	71,9	22,7	94,5
(05)	1988	26	63,0	37,0	8,2	28,8	22,1	77,0	19,4	82,4
	1988	32	55,6	44,4	11,6	32,9	26,1	67,2	22,6	89,8
Montréal	1994	26	71,7	28,3	7,3	20,9	26,3	79,1	32,3	111,4
(06)	1988	26	80,9	24,2	6,3	24,7	27,4	75,2	35,9	111,2
	1988	32	47,6	52,4	11,7	40,7	22,3	58,3	32,9	92,2
Outaouais	1994	26	71,7	28,2	8,4	19,8	29,9	80,2	18,7	98,8
(07)	1988	26	74,3	25,3	6,8	18,7	26,8	81,3	19,5	103,2
	1988	32	68,6	31,4	10,5	22,9	31,4	77,1	25,8	102,3
Abitibi-Témiscamingue	1994	26	51,6	48,4	11,5	36,9	23,9	63,2	7,3	70,4
(08)	1988	26	62,3	37,7	10,6	27,1	28,1	72,9	12,0	84,9
	1988	32	52,8	47,2	12,1	35,0	26,0	65,0	11,2	76,2
Côte-Nord	1994	26	45,3	54,7	10,7	43,9	19,6	58,1	11,5	67,6
(09)	1988	26	55,0	45,0	11,5	33,5	25,6	69,3	13,2	79,7
	1988	32	45,7	54,3	14,2	40,1	26,2	59,8	13,9	73,8
Nord-du-Québec	1994	26	61,5	38,5	5,7	32,8	14,8	67,2	15,3	82,5
(10)	1988	26	56,1	43,9	10,3	33,6	23,5	68,4	16,1	82,5
	1988	32	47,7	52,3	13,9	38,4	26,6	61,6	17,7	79,2
Gaspésie–	1994	26	35,8	64,2	13,4	50,8	20,8	43,2	7,1	56,1
Îles-de-la-Madeleine	1988	26	48,2	51,8	10,7	41,0	20,7	59,0	6,5	65,5
(11)	1988	32	35,9	64,1	14,7	49,3	23,0	50,7	7,9	58,6
Chaudière-Appalaches	1994	26	60,7	39,3	9,0	30,3	23,0	69,7	17,0	86,7
(12)	1988	26	62,9	36,1	8,4	27,8	23,2	72,2	16,6	88,8
	1988	32	54,5	45,5	12,4	33,1	27,2	66,9	23,6	90,7
Laval	1994	26	46,1	53,9	11,1	42,8	20,6	57,2	41,3	98,5
(13)	1988	26	44,8	55,2	11,4	43,8	20,7	56,2	41,5	97,8
	1988	32	28,4	71,6	15,7	57,9	21,4	42,1	60,0	102,1
Lanaudière	1994	26	47,1	52,9	14,9	38,0	28,2	62,0	28,1	90,1
(14)	1988	26	53,2	46,8	11,9	34,9	25,5	65,1	35,1	100,2
	1988	32	42,4	57,6	19,9	37,7	34,6	62,3	60,9	123,2
Laurentides	1994	26	52,9	47,1	14,1	32,9	30,0	67,1	35,0	102,0
(15)	1988	26	57,8	42,2	12,2	30,0	28,9	70,0	42,0	112,0
	1988	32	47,8	52,2	19,7	32,6	37,6	67,4	71,3	138,8
Montérégie	1994	26	60,4	39,6	11,4	28,2	28,7	71,8	18,1	89,9
(16)	1988	26	63,2	36,8	10,5	26,4	28,4	73,6	18,9	92,5
	1988	32	52,5	47,5	17,2	30,3	36,2	69,7	31,2	100,9
Centre-du-Québec	1994	26	57,5	42,5	10,0	32,5	23,4	67,5	20,1	87,6
(17)	1988	26	59,2	40,8	9,8	30,9	24,1	69,1	20,8	89,9
	1988	32	49,2	50,8	13,7	37,1	26,9	62,8	29,8	92,7

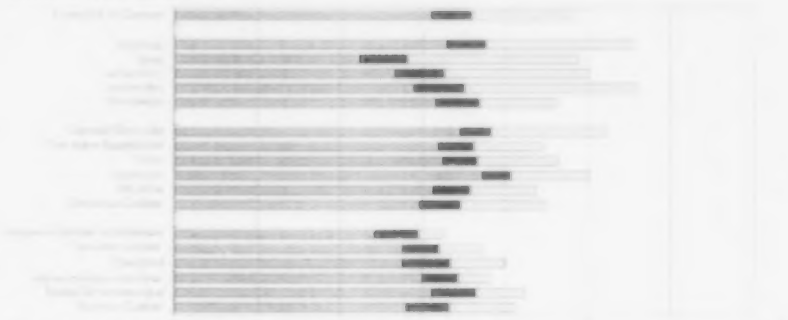
Source : Institut de la statistique du Québec, exploitation du Fichier d'navigation des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance-maladie du Québec (RAMQ).

Présence totale des cohortes (débutant à 16 ans) selon le statut migratoire, Québec et régions administratives regroupées en zones

Cohorte 1994 à 26 ans



Cohorte 1988 à 26 ans



Cohorte 1988 à 32 ans

Source : Institut de la statistique du Québec, exploitation du Fichier d'inscription des personnes assurées (FIPA) de la Régie de l'assurance maladie du Québec (RAMQ).

En somme...

Cette première analyse des trajectoires migratoires de deux cohortes de jeunes à partir des données longitudinales tirées du FIPA jette un meilleur éclairage sur les déplacements des jeunes Québécois, notamment sous l'angle des retours que l'on estime le fait de un migrant sur quatre. Elle permet de quantifier l'incidence des migrations internes sur la taille des cohortes dans chacune des régions du Québec. Ainsi, même en tenant compte des migrants de retour et des entrants des autres régions, on constate des difficultés de renouvellement démographique dans les régions les plus éloignées, difficultés qui se sont accrues entre les deux cohortes étudiées. La région de Montréal accueille un grand nombre de jeunes au début de la vingtaine, mais voit les départs éroder ses cohortes quand arrive la trentaine et que les régions qui la ceinturent font à leur tour le plein de nouveaux arrivants. Les régions situées au centre du Québec affichent un profil intermédiaire, pendant que l'Outaouais se distingue par sa forte rétention.

D'autres analyses tirées du FIPA viendront enrichir celle-ci au cours des mois et des années à venir, de manière à tracer le portrait le plus complet possible des trajectoires migratoires internes au Québec.

Terrorisme conjugal envers les hommes et les femmes chez les victimes d'un ex-conjoint en 1999 et en 2004 au Canada

par Denis Laroche

En novembre 2005, Statistique Canada a rendu en partie accessibles, dans un fichier de microdonnées à grande diffusion, les données de l'Enquête sociale générale (ESG) de 2004 sur la victimisation. Comme l'ESG de 1999, l'enquête de 2004 a recueilli une grande variété de données sur la violence conjugale subie par les hommes et les femmes. Les renseignements obtenus auprès de deux échantillons de grande taille, représentatifs de la population du Canada, soit 23 766 répondants en 2004 et 25 876 répondants en 1999, offrent l'occasion de vérifier si les résultats de 2004 quant à la typologie des situations de violence conjugale chez les victimes d'un ex-conjoint sont comparables à ceux de 1999.

Cette typologie, proposée en 1995 par Michael P. Johnson, vise à résoudre les contradictions apparentes entre les taux similaires de la prévalence de la violence conjugale subie par les hommes et les femmes, obtenus dans les enquêtes menées auprès d'échantillons représentatifs, et les résultats observés auprès de groupes cliniques, constitués par exemple de victimes admises dans des centres d'hébergement, des cliniques médicales ou des services de police, où il apparaît que les victimes sont des femmes dans la grande majorité des cas (Johnson, 1999 : [3-4]).

La typologie des situations de violence conjugale de Johnson

La typologie de Johnson permet de mesurer la prévalence de deux types principaux de violence conjugale qui se distinguent par la présence ou l'absence d'un pattern général de comportements visant à exercer un contrôle général sur la victime. La violence situationnelle survient lors de conflits ou de différends ponctuels entre conjoints. Ce type de violence risque peu de prendre la forme de la violence grave, de mener à une escalade de la violence et de causer des blessures; il a de grandes chances d'être mutuel entre conjoints (Johnson, 1999 : [5]). Quant au terrorisme conjugal, il dénote la volonté ou la compulsion d'exercer un contrôle sur le partenaire, et la violence physique ne constitue qu'un élément parmi d'autres dans une panoplie de comportements qui s'inscrivent dans un pattern général de contrôle. Dans ce cas, selon Johnson, la violence physique a tendance à devenir récurrente, à s'accompagner d'une escalade dans le temps et à prendre des formes graves; elle risque davantage d'entraîner des blessures ou des séquelles physiques. Pour ces raisons, ces situations ont une probabilité plus grande d'être portées à l'attention d'intervenants (Johnson et Leone, 2005 : 326-327; Johnson, 1999 : [4-5]). Johnson avance l'hypothèse que le terrorisme conjugal est une forme de violence subie par les femmes de façon à peu près exclusive, tandis que la prévalence de la violence situationnelle est comparable chez les hommes et les femmes (Johnson, 1999 : [5, 8, 16]).

Invalidation de l'hypothèse de Johnson avec les données de l'ESG de 1999

Le recours à une telle typologie permet de présenter la prévalence de la violence conjugale tout en tenant compte du contexte dans lequel survient cette violence. En 2004, une étude de l'Institut de la statistique du Québec, intitulée *Aspects du contexte et des conséquences de la violence conjugale : violence situationnelle et terrorisme conjugal au Canada en 1999*, produite à partir des données de l'ESG de 1999, a présenté pour la première fois la prévalence de la violence ainsi que les conséquences physiques de la violence conjugale chez les hommes et les femmes, selon les deux catégories de la typologie de Johnson (Laroche, 2004 : 9-18). Dans cette étude, le classement des victimes dans l'une ou l'autre catégorie s'effectue selon la procédure employée par Johnson et Leone (2005 : 329), où la variété ou l'intensité du recours à des conduites contrôlantes, établie à partir d'une échelle comprenant sept énoncés (Laroche, 2004 : 10), distingue entre une situation de faible contrôle, dénotant la violence situationnelle (deux énoncés et moins), et une situation de contrôle élevé, associée au terrorisme conjugal (trois énoncés et plus). La violence situationnelle est la forme prédominante chez les personnes victimes du conjoint actuel soit 81 % des victimes hommes et 74 % chez les femmes en 1999; chez les victimes d'un ex-conjoint, 67 % des hommes et 79 % des femmes ont subi une situation de terrorisme conjugal (Laroche, 2004 : 11).

Contrairement à l'hypothèse avancée par Johnson, l'ESG de 1999 a permis d'identifier un nombre substantiel de victimes de terrorisme conjugal chez les hommes. L'analyse montre par ailleurs que les situations de terrorisme conjugal sont surtout observables chez les victimes d'un ex-conjoint, c'est-à-dire les personnes dont l'union avait pris fin avant la tenue de l'enquête. Ainsi, chez l'ensemble des victimes du conjoint ou d'un ex-conjoint en 1999, 85 % des cas de terrorisme conjugal grave subi par les femmes sont le fait d'un ex-conjoint, chez les hommes, cette proportion se situe à 79 % (Laroche, 2004 : 17). Les situations de terrorisme conjugal sont prépondérantes chez les victimes d'un ex-conjoint et sont associées à de la violence grave dans la majorité des cas. En 1999, chez les victimes d'un ex-conjoint, 57 % des femmes et 53 % des hommes sont victimes de terrorisme conjugal grave (Laroche, 2004 : 16).

Dans les sections qui suivent, la même approche sera employée pour comparer la prévalence des situations de terrorisme conjugal chez les victimes d'un ex-conjoint en 1999 et en 2004 au Canada, ainsi que la prévalence de diverses conséquences physiques, cliniques et psychologiques de la violence conjugale chez ces victimes.

Conséquences des divers types de situations de violence conjugale en 1999 et en 2004 au Canada

Le tableau de la page 7 présente la prévalence sur cinq ans des situations de terrorisme conjugal, grave ou mineur, en 1999 et en 2004, ainsi que la prévalence

1. Statistique Canada a supprimé du fichier de microdonnées à grande diffusion, sans détruire d'explications, toutes les variables dérivées et dérivées des sections 3 et 5 du questionnaire du cycle 19 ayant trait à la violence conjugale de la part du conjoint actuel, de même que toutes les variables de cinq questions à la violence conjugale de la part du conjoint actuel ou d'un ex-conjoint, soit la suppression d'environ 225 variables au total.

des conséquences physiques, cliniques ou psychologiques de la violence conjugale chez les hommes et les femmes victimes d'un ex-conjoint, les données sur la violence conjugale ne sont pas présentées. Le tableau compte les dénominateurs nécessaires pour effectuer diverses autres analyses et calculer certaines statistiques complémentaires. Par exemple, les proportions établies horizontalement avec les dénominateurs situés à droite sur chaque ligne en 1999 et en 2004 indiquent, pour chaque catégorie de conséquences physiques au cours des cinq années précédentes, dans quelle mesure les victimes chez les hommes et les femmes se trouvent concentrées dans les deux catégories « terrorisme conjugal grave » ou « terrorisme conjugal mineur ». Ces proportions montrent en général la similarité de la concentration des victimes masculines et féminines dans les situations de terrorisme conjugal grave.

Il est aussi possible de calculer verticalement les proportions en prenant comme dénominateur dans chaque colonne du tableau, le total des victimes de la part d'un ex-conjoint, chez les hommes et les femmes respectivement. Ces proportions montrent l'asymétrie des conséquences de la violence conjugale chez les hommes et les femmes. Ainsi, en 2004, les victimes avec blessures comptent pour 51 % du total des victimes de terrorisme conjugal grave chez les hommes (61 600 sur 121 500) et pour 71 % chez les femmes (151 000 sur 213 200). Enfin, le nombre total des personnes avec un ex-conjoint permet de calculer les taux de prévalence pour 1 000 des conséquences de la violence conjugale. Ainsi, en 2004, le taux sur cinq ans de la prévalence du terrorisme conjugal grave atteint 38 ‰ chez les hommes (121 500 sur 3 207 800) et 48 ‰ chez les femmes (213 200 sur 4 481 900).

Dans l'ensemble, le tableau indique que l'importance relative des situations de terrorisme conjugal grave au Canada est semblable en 2004 à celle qu'on observait en 1999. Chez les hommes, 49 % des victimes d'une ex-conjointe (soit 121 500 sur 247 400) ont été victimes de terrorisme conjugal grave en 2004, comparativement à 53 % en 1999 (soit 138 200 sur 258 200). Chez les femmes, 52 % des victimes d'un ex-conjoint (soit 213 200 sur 410 800) ont connu une situation de terrorisme conjugal grave en 2004, comparativement à 57 % en 1999 (soit 249 400 sur 437 400).

Nombre et proportion moins élevés des victimes de terrorisme conjugal grave chez les hommes en 2004

Chez les victimes de terrorisme conjugal grave de la part d'un ex-conjoint, le nombre et la proportion des victimes qui déclarent diverses conséquences physiques, cliniques ou psychologiques de la violence conjugale sont en général nettement moins élevés chez les hommes que chez les femmes. Tel est le cas, en 2004, des victimes de terrorisme conjugal grave qui ont subi des blessures (51 % et 71 % respectivement, soit 61 600 sur 121 500 et 151 000 sur 213 200), de celles qui ont reçu des soins dans un hôpital ou des soins ou le suivi d'un médecin ou d'une infirmière (9 % et 29 % respectivement), de celles dont la situation a été signalée à la police (42 % et 60 % respectivement), de celles qui ont reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement (26 % chez les femmes), ou de celles qui ont craint pour leur vie (31 % et 69 % chez les hommes et les femmes respectivement) ou qui ont fait l'expérience d'une situation de violence conjugale clinique I (69 % et 87 % respectivement[2]), comme définie à la note 2 (Ehrensaft et autres, 2004 : 262) du tableau. Dans les situations de violence conjugale clinique II, définie à la note 3 du tableau, ces proportions sont respectivement de 80 % et de 95 % chez les hommes et les femmes. Dans le cas des victimes qui ont souscrit à plus de quatre énoncés sur les conséquences psychologiques, ces proportions sont de 24 % et de 46 % respectivement. Les résultats observés en 2004 affichent en règle générale des tendances similaires à celles qu'on obtenait en 1999.

Conséquences physiques de la violence conjugale en 2004

En ce qui a trait aux conséquences physiques de la violence conjugale de la part d'un ex-conjoint, il semble que la majorité des victimes qui en font état aient subi une situation de terrorisme conjugal associée à la violence grave. Tel est le cas, en 2004, des victimes qui ont subi des blessures physiques (80 % et 76 % respectivement chez les hommes et les femmes, soit 61 600 sur 76 800 et 151 000 sur 205 000), de celles qui ont reçu des soins dans un hôpital ou des soins ou le suivi d'un médecin ou d'une infirmière (85 % et 86 % respectivement), de celles dont la situation a été signalée à la police (78 % et 68 % respectivement), de celles qui ont reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement (80 % chez les femmes), ou de celles qui ont craint pour leur vie (82 % et 75 % chez les hommes et les femmes respectivement). Ces constats s'avèrent similaires en général à ceux qu'on pouvait observer en 1999.

Les situations de terrorisme conjugal grave sont associées à une fréquence élevée des événements de violence conjugale. Si la victime rapporte plus de 10 événements, 83 % des hommes et 79 % des femmes se classent dans la catégorie « terrorisme conjugal grave » en 2004. Inversement, si la victime rapporte un seul événement de violence, environ 23 % des hommes et 29 % des femmes victimes d'un ex-conjoint se classent dans cette même catégorie.

Conséquences cliniques et psychologiques de la violence conjugale en 2004

Les victimes d'un ex-conjoint qui rapportent avoir eu recours à un ou plusieurs services d'aide, situation définie comme violence conjugale clinique, comme indiqué aux notes 2 et 3 du tableau, ont subi en majorité une situation de terrorisme conjugal grave. Quant à la définition plus étroite de violence clinique I, 74 % des hommes et 64 % des femmes victimes d'un ex-conjoint ont subi une situation de terrorisme conjugal grave; si l'on adopte la définition plus large de violence clinique II, 63 % des hommes et 57 % des femmes ont subi une situation de terrorisme conjugal grave.

La violence conjugale entraîne également des effets psychologiques. En 1999 et en 2004, l'ESG a demandé aux victimes de quelle façon la violence conjugale les avait affectées. Sur un total possible de

2. Ces dénominateurs représentent simplement le total des victimes de violence conjugale dans chacune des catégories des conséquences physiques, cliniques ou psychologiques de la violence conjugale. Ces dénominateurs incluent donc les victimes de violence situationnelle et les victimes de terrorisme conjugal. Les données correspondant aux victimes de violence situationnelle en 1999 et en 2004 ont été omises du tableau.

Prévalence des cas de violence conjugale de la part d'un ex-conjoint au cours des cinq années précédant l'enquête, selon certaines catégories de la typologie de Johnson, selon la gravité de la violence et le sexe de la victime, Canada, 1999 et 2004

Catégorie de victime	1999			2004		
	Terrorisme conjugal		Victimes d'un ex-conjoint	Terrorisme conjugal		Victimes d'un ex-conjoint
	Mineur	Grave		Mineur	Grave	
	n					
Hommes						
Total des victimes d'un ex-conjoint	34 600	138 000	259 200	37 000	121 500	247 400
Victime avec blessures		41 600	53 900		61 600	76 800
Victime a reçu des soins à l'hôpital ou des soins qui sont d'un médecin ou d'une infirmière		10 800	12 900		11 000	12 900
Situation de la victime signalée à la police		49 300	65 000		51 500	65 900
Victime a reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement			11 100			12 000
Victime a consulté un psychologue ou un autre conseiller		42 200	52 300		46 800	56 400
Victime a interrompu ses activités quotidiennes		32 300	39 900		37 500	47 800
Victime a eu peur pour sa vie		28 200	34 000		37 200	45 400
Victime rapporte plus de 10 événements ou NSP/ND		46 200	57 200		41 700	50 200
Victime rapporte de 4 à 10 événements		36 400	60 000		35 400	49 400
Victime rapporte deux ou trois événements		26 600	55 600		25 300	52 000
Victime rapporte un seul événement	15 100	25 500	75 700	17 900	22 100	95 800
Situation de violence conjugale clinique I		67 900	93 200		82 800	113 200
Situation de violence conjugale clinique II	13 000	80 100	122 200	18 800	87 000	153 100
Effets psychologiques : moins de trois éléments[4]		31 300	68 800	13 300	31 800	91 100
Effets psychologiques : trois ou quatre éléments[4]	11 100	72 100	144 600	19 400	53 800	107 000
Effets psychologiques : plus de quatre éléments[4]		29 500	45 800		29 700	49 300
Femmes						
Total des victimes d'un ex-conjoint	97 100	249 400	437 400	106 200	213 200	410 800
Victime avec blessures	13 700	164 800	212 900	31 000	151 600	215 100
Victime a reçu des soins à l'hôpital ou des soins qui sont d'un médecin ou d'une infirmière		66 300	79 600		61 900	72 200
Situation de la victime signalée à la police	28 700	135 100	191 000	32 900	128 600	185 700
Victime a reçu de l'aide dans un centre d'aide ou d'hébergement		57 800	75 100		58 600	69 700
Victime a consulté un psychologue ou un autre conseiller	40 600	119 300	188 400	42 200	119 500	184 000
Victime a interrompu ses activités quotidiennes	23 600	128 600	173 400	22 700	121 000	159 500
Victime a eu peur pour sa vie	31 100	159 200	207 800	29 500	147 700	197 600
Victime rapporte plus de 10 événements ou NSP/ND	15 700	124 600	148 700	17 400	97 300	122 700
Victime rapporte de 4 à 10 événements	19 000	66 800	101 900	22 800	43 700	80 600
Victime rapporte deux ou trois événements	27 200	31 400	82 600	25 700	36 000	84 900
Victime rapporte un seul événement	36 200	26 800	104 300	40 300	36 100	122 600
Situation de violence conjugale clinique I[3]	29 100	204 700	292 000	54 600	184 700	286 900
Situation de violence conjugale clinique II[3]	65 200	227 300	358 100	88 200	201 600	351 500
Effets psychologiques : moins de trois éléments[4]		22 200	41 700	24 400	26 100	60 400
Effets psychologiques : trois ou quatre éléments[4]	50 400	96 800	193 100	44 100	88 900	189 800
Effets psychologiques : plus de quatre éléments[4]	36 200	130 400	202 600	37 700	98 200	160 600
	Hommes	Femmes		Hommes	Femmes	
Personnes avec ex-conjoint	2 763 900	4 034 300		3 207 800	4 481 900	

1. Le coefficient de variation pour les estimations du nombre d'hommes qui ont reçu des soins à l'hôpital ou des soins qui sont d'un médecin ou d'une infirmière et pour ceux qui ont reçu de l'aide dans un centre d'hébergement est supérieur à 33,3 % en 1999 et en 2004. Pour les estimations présentées dans les deux lignes du tableau, le coefficient de variation se situe entre 24,6 % et 27,6 %. Il convient de faire preuve de prudence dans l'interprétation de ces estimations.
2. Situation de violence conjugale clinique I : la victime a subi des blessures ou est allée à l'hôpital, ou bien a eu des soins qui sont d'un médecin ou d'une infirmière, ou la situation a été signalée aux services policiers, ou elle a obtenu de l'aide d'un centre d'aide pour femmes, d'un centre d'aide pour femmes ou d'un centre d'hébergement pour femmes victimes de violence.
3. Situation de violence conjugale clinique II : Définition de violence conjugale clinique I, ou la victime a contacté un centre de défense accessible ou d'aide téléphonique, ou elle a contacté un centre de services communautaires ou centre d'emploi, ou elle en a parlé à un médecin ou une infirmière, ou elle est allée chez le coiffeur, ou elle a eu recours à un consultant en psychologie.
4. La série des effets psychologiques comprend 14 énoncés introduits par la question suivante : « Au moment de cet (ces) incident(s), de quelle(s) façon(s) cette situation vous a-t-elle affecté? » : suicide, colère, boulimie/anorexie, trouble peu affecté, rendu(e) plus prudent, affecté, consommation excessive d'alcool/de drogues, incrédulité, tristesse, déçu, causé des troubles du sommeil, de l'insomnie, cause dépressive/anxiété, l'angoisse, aucune nervosité/calme. Les réponses aux énoncés « Oui » et « Non » ont été permutées pour les deux énoncés suivants : « peu affecté, rendu plus méfiant(e) », dans un « Oui » reflète un effet négatif pour ces deux items.

Source : Statistique Canada, *Enquête sociale générale, 1999* et *2004*, fichiers de microdonnées.

14 environ) avaient subi à de tels effets, un grand nombre de victimes ont souvenu à plusieurs. Chez les hommes et les femmes, la proportion des victimes qui rapportent une situation de terrorisme conjugal grave a élevé avec le nombre d'incidents auxquels elles ont souvenu. Chez les hommes, 60 % des 49 300 victimes qui ont souvenu à plus de quatre reprises ont subi une situation de terrorisme conjugal grave. Chez les femmes, 61 % des 180 600 victimes qui ont souvenu à plus de quatre reprises ont subi une situation de terrorisme conjugal grave. Des résultats similaires ont été observés en 1999.

Conclusion

Les données présentées dans cette étude montrent que, chez les victimes d'un ex-conjoint, les résultats observés en 1999 et en 2204 sont similaires en ce qui concerne la prévalence et les conséquences de la violence conjugale, selon les deux principaux types de situations de violence définis par Johnson. Ces résultats évoquent ceux qu'on a obtenus à l'âge de 26 ans avec la cohorte de naissance de l'enquête longitudinale du *Dunedin Multidisciplinary Health and Development Study* pour ce qui est de l'association des conduites contrôlantes et de la violence clinique, c'est-à-dire la violence se traduisant par des blessures et le recours à divers services d'aide (Ehrensaft, Moffitt et Caspi, 2004 : 262-263).

Les données de l'ESG de 1999 et de 2004 ne soutiennent pas la proposition de Johnson selon laquelle les enquêtes populationnelles présentent un biais d'échantillonnage, résultant d'un taux élevé de non-réponse, qui aurait pour effet d'exclure la majorité des victimes de terrorisme conjugal qu'on ne pourrait alors détecter de manière valide qu'au sein des populations cliniques (Johnson, 1999 : [5]). Ehrensaft, Moffitt et Caspi (2004 : 258-259) soulignent qu'une telle supposition va à l'encontre de la méthodologie de la recherche épidémiologique, du fait qu'elle laisse entendre que des cas réels d'un phénomène cliniquement significatif ne peuvent être détectés au moyen d'enquêtes menées avec des échantillons représentatifs. Les données de l'ESG permettent non seulement de détecter un nombre très important de cas de terrorisme conjugal, mais aussi

[illegible] de manière assez juste diverses populations cliniques, tel le nombre de cas signalés à la police ou le nombre de femmes ayant eu recours à des centres d'hébergement (Laroche, 2003 : 187-189 ; Laroche, 2002 : 17).

De même, les résultats obtenus avec l'ESG de 1999 et de 2004 sur les effets psychologiques de la violence évoquent ceux d'une étude de Fergusson, Horwood et Ridder (2005 : 1113) qui distingue également divers types de situations de violence comparables, sous certains aspects, avec les catégories de la typologie de Johnson. Les données du panel longitudinal du Christchurch *Health and Development Study* quant aux effets sur la santé mentale de la violence conjugale subie à l'âge de 25 ans laissent voir, au moyen de modèles statistiques prenant en compte l'effet du sexe de la victime ainsi qu'un grand nombre de corrélats de la violence établis de manière préalable, un lien entre un contexte élevé de violence physique et psychologique et l'importance des effets sur la santé mentale des victimes masculines et féminines, notamment quant aux symptômes de dépression majeure, des troubles de l'anxiété et des réactions suicidaires (Fergusson, Horwood et Ridder, 2005 : 1112-1113).

References

Ehrensaft, Miriam K., Terrie E. Moffitt et Avshalom Caspi (2004). « Clinically Abusive Relationships in an Unselected Birth Cohort: Men's and Women's Participation and Developmental Antecedents », *Journal of Abnormal Psychology*, vol. 113, n° 2, p. 258-271.

Fergusson, David M., L. John Horwood et Elizabeth Ridder (2005). « Partner Violence and Mental Health Outcomes in a New Zealand Birth Cohort », *Journal of Marriage and the Family*, vol. 67, n° 5, p. 1103-1119. [En ligne] : http://www.chmeds.ac.nz/research/hdrc/publications/2005/272.pdf.

Johnson, Michael P. (1999). *Two Types of Violence Against Women in the American Family: Identifying Patriarchal Terrorism and Common Couple Violence*, paper presented at the annual meeting of the National Council on Family Relations, Irvine (Calif.), novembre, 34 p., [En ligne] : http://www.personal.psu.edu/mpj/ncfr99paper.html.

Johnson, Michael P. et Janel M. Leone (2005). « The Differential Effects of Intimate Terrorism and Situational Couple Violence: Findings from the National Violence Against Women Survey », *Journal of Family Issues*, vol. 26, n° 3, p. 322-349. [En ligne] : http://www.personal.psu.edu/mpj/2005%20JFI%20Johnson%20&%20Leone.pdf.

Laroche, Denis (2005). *Prévalence et conséquences de la violence conjugale envers les hommes et les femmes*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 31 p., [En ligne] : http://www.stat.gouv.qc.ca/bul/conditions_vie/ViolenceConjugale.pdf.

Laroche, Denis (2004). *Aspects du contexte et des conséquences de la violence conjugale : violence situationnelle et terrorisme conjugal au Canada en 1999*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 22 p., [En ligne] : http://www.stat.gouv.qc.ca/bul/conditions_vie/AspectViolen.pdf.

Laroche, Denis (2003). *La violence conjugale envers les hommes et les femmes, au Québec et au Canada, 1999*, Québec, Institut de la statistique du Québec, 235 p., [En ligne] : www.stat.gouv.qc.ca/publications/conditions/violence_fr1999_pdf.htm.

Ce bulletin est réalisé par l'Unité des conditions de vie et l'Équipe du programme démographie.

Pour plus de renseignements :
Sylvie Jean, chargée de projet
200, chemin Sainte-Foy, 3e étage
Québec (Québec) G1R 5T4
Téléphone : (418) 691-2411 (poste 3155)
Courriel : enbref@stat.gouv.qc.ca
Site Web : www.stat.gouv.qc.ca

Dépôt légal
Bibliothèque nationale du Canada
Bibliothèque nationale du Québec
1er trimestre 2006
ISSN 1491-6799 (version imprimée)
ISSN 1715-6378 (en ligne)

© Gouvernement du Québec

Institut de la statistique Québec